



GREThA

Groupe de Recherche en
Économie Théorique et Appliquée

**L'impact du déploiement des énergies renouvelables
sur la valeur touristique des paysages ruraux :
les enseignements d'une approche hédonique spatiale**

Olivier JOALLAND

Irstea, UR ETBX

GREThA, CNRS, UMR 5113, Université de Bordeaux

olivier.joalland@irstea.fr

&

Tina RAMBONILAZA

Irstea, UR ETBX

tina.rambonilaza@irstea.fr

Cahiers du GREThA

n° 2017-10

Mars

GREThA UMR CNRS 5113

Université de Bordeaux

Avenue Léon Duguit - 33608 PESSAC - FRANCE

Tel : +33 (0)5.56.84.25.75 - Fax : +33 (0)5.56.84.86.47 - www.gretha.fr

L'impact du déploiement des énergies renouvelables sur la valeur touristique des paysages ruraux : les enseignements d'une approche hédonique spatiale

Résumé

Accroître la part des énergies renouvelables dans le mix énergétique français pourrait augmenter sensiblement les externalités négatives engendrées par les infrastructures de production et de transport d'électricité pour les usagers des territoires ruraux. Les éoliennes ainsi que les lignes à haute tension ont des empreintes physiques durables, sources de nuisances visuelles, qui peuvent réduire les valeurs d'usage des paysages ruraux. Cette étude mobilise la méthode des prix hédoniques pour évaluer cette perte de valeur d'usage du point de vue des touristes. Nous mobilisons les données de prix de location de gîtes ruraux pour trois régions françaises. Les prix sont expliqués par plusieurs variables décrivant à la fois les caractéristiques intrinsèques des gîtes, leur environnement immédiat, et la proximité aux infrastructures de l'énergie. Nous employons la méthode des moments généralisée en contrôlant la présence d'autocorrélation spatiale des erreurs. Les résultats montrent le rôle prépondérant du confort et de la proximité au littoral dans la valorisation des gîtes. La perte de valeur d'usage des paysages est relativement plus importante et largement significative à proximité immédiate des infrastructures. L'interprétation des résultats ne peut cependant être déconnectée du fait que la grande majorité des gîtes restent éloignés des infrastructures. Malgré cela, le manque à gagner pour les propriétaires des gîtes pose la question de la mise en œuvre de mécanismes compensatoires adéquats pour soutenir les territoires ruraux portés par l'activité touristique.

Mots-clés : Externalités – Energie renouvelable - Eolien - Prix hédoniques

Assessing the impact of renewable energy infrastructure on the “tourist value” in rural landscapes: a spatial hedonic approach

Abstract

Installing greater numbers of renewable energy solutions in France has the potential to generate various negative externalities for the users of rural areas. Wind turbines and overhead power lines can often be seen as “eyesores” which adversely affect the aesthetic qualities of rural landscapes, thus reducing their use value. In this study, we apply the hedonic price method to evaluate this loss of value from the point of view of the tourist industry. Data were collected relating to the prices of rural gîtes (small cottage rentals) in three French regions. Prices were linked to three categories of variables relating to the properties: characteristics of the properties themselves, the surrounding environment, and their proximity to power-related infrastructure. The generalized method of moments was used to deal with spatial autocorrelation of errors. Our results highlighted the importance of comfort and proximity to the coast in determining the rental value of each property. Landscape value was significantly reduced when properties were located close to energy infrastructures. While it is important not to lose sight of the fact that the majority of rural cottages are located at some considerable distance from energy infrastructures, the losses highlighted in this study show that appropriate support mechanisms need to be put in place in affected rural areas.

Keywords: Externalities - Hedonic prices - Renewable energy -Wind power

JEL: Q51 - R11 - R33

Reference to this paper: JOALLAND Olivier, RAMBONILAZA Tina (2017) L'impact du déploiement des énergies renouvelables sur la valeur touristique des paysages ruraux : les enseignements d'une approche hédonique spatiale, *Cahiers du GREThA*, n°2017-10.

<http://ideas.repec.org/p/grt/wpegrt/2017-10.html>.

1. Introduction

Dans un contexte socio-économique marqué par le déclin des activités agricoles, un argument fort des discours politiques autour du déploiement des énergies renouvelables porte sur leurs potentialités économiques pour les territoires ruraux [1]. A l'inverse, les impacts paysagers ont été identifiés comme la principale motivation des populations locales qui refusent l'implantation d'un parc éolien [2]. L'ampleur grandissante des projets et leur concentration dans certains territoires sont devenues des facteurs d'intensification des conflits locaux autour des infrastructures de l'énergie [3-6].

L'accueil de ces infrastructures peut être ressenti par les riverains comme un coût, du fait d'une dégradation du cadre de vie d'une part, mais aussi comme un possible manque à gagner pour des activités économiques locales telles que le tourisme. Les activités touristiques sont un facteur de développement économique endogène important des espaces ruraux. Elles sont à l'origine de nombreux emplois dans le secteur des services et concourent à l'augmentation du niveau de vie et d'éducation [7]. Le secteur touristique est aussi à l'initiative de nombreux équipements collectifs.

Les activités touristiques dans les espaces ruraux reposent principalement sur la consommation d'aménités environnementales (calme, tranquillité, beauté des paysages). En ce sens, les empreintes physiques des éoliennes peuvent entraîner une perte de la valeur d'usage touristique des paysages ruraux. Certaines études montrent tout de même que les parcs éoliens peuvent devenir source de curiosité et des lieux de visites pour les touristes qui se rendent dans ces territoires [8,9]. L'observation de ce double phénomène initie depuis quelques années un débat autour de l'impact de ces infrastructures sur l'attractivité touristique des territoires. Frantal et Kunc [10] examinent cela au travers des perceptions des acteurs. Broekel et Alfken [11] cherchent à établir un lien de cause à effet entre la fréquentation touristique et la présence d'éoliennes.

L'analyse et l'évaluation des coûts externes des éoliennes sont une véritable préoccupation de recherche récente [12,13]. De nombreux travaux mobilisent la méthode des prix hédoniques et cherchent à révéler l'étendue des impacts des infrastructures existantes sur le bien-être des populations résidentes à partir de l'analyse de la variation des valeurs immobilières [13-19]. En revanche, on note encore peu d'études qui abordent cette problématique du point de vue des touristes, afin d'en extraire les enseignements qui vont servir soit à redéfinir la politique touristique, soit à envisager les types de mécanismes compensatoires pouvant atténuer les effets des infrastructures. En outre, les quelques travaux existant portent sur les éoliennes offshore et le risque porté par le déploiement des éoliennes pour le tourisme littoral [20-22]. A notre connaissance, l'évaluation économique des coûts externes des infrastructures énergétiques pour le secteur touristique en zone rurale n'a pas encore fait l'objet d'une étude approfondie.

Le principal objectif de cette étude est de mettre en place une approche hédonique de ces coûts externes. Plus précisément, la méthode des prix hédoniques est mobilisée pour évaluer les impacts des nuisances visuelles associées aux infrastructures de l'énergie (éoliennes mais aussi lignes à haute tension). Pour cela, nous analysons les variations des prix des locations de vacances labellisées « Gîtes de France », situées dans les régions Bretagne, Pays de la Loire, et Poitou-Charentes pour l'année 2013. Les logements en hébergement marchand typique tels que les gîtes ruraux sont un moyen d'accéder aux aménités environnementales [23,24]. Les variations des prix de marché des locations de vacances peuvent alors refléter la perte de bien-être induite par les nuisances environnementales pour les touristes.

Nous introduisons les lignes à haute tension dans l'analyse en complément des éoliennes afin de prendre en considération l'effet cumulatif des deux infrastructures à l'échelle des territoires. En effet, les sites de production doivent être connectés aux infrastructures de transport d'électricité. Le développement des énergies renouvelables conduit à placer ces équipements dans des zones où l'on

peut les raccorder au réseau existant, ou si tel n'est pas le cas à la création de nouvelles infrastructures de transport. En France, la création de 2 000 km de nouvelles lignes à très haute tension serait nécessaire pour répondre conjointement à la modification du parc de production d'électricité et à l'évolution des comportements de consommation [25].

Cette étude concerne les territoires ruraux français, mais les résultats ont des conséquences plus larges sur l'équilibre à trouver dans la répartition spatiale des infrastructures de l'énergie. Avec le développement des politiques de transition énergétique, la planification spatiale de ces infrastructures devient une problématique grandissante [26,27]. Il y a en effet un risque à localiser les infrastructures dans des endroits de plus en plus éloignés des lieux d'habitation et qui ne sont pas des espaces classés, mais dont les pertes environnementales associées (biodiversité, espaces naturels) peuvent se révéler tout aussi importantes [28]. La doctrine « éviter, réduire, compenser » constitue actuellement un rempart contre ces pertes environnementales qui peuvent être irréversibles. Mais cette disposition reste insuffisante pour convaincre les acteurs locaux et obtenir leur adhésion autour de la cartographie prévisionnelle des implantations des projets.

De plus, les infrastructures de l'énergie n'affectent pas de manière unifiée ces différents acteurs. Elles créent des gagnants (e.g. les propriétaires fonciers qui louent leur terre) et des perdants (tels que les riverains et les touristes). C'est pourquoi les compensations des impacts socio-économiques de ces infrastructures sur les différents acteurs locaux ont toujours été une partie intégrante de la gouvernance des projets. Le peu de succès que rencontrent ces mécanismes (notamment monétaires) interrogent sur la pertinence des modalités existantes et les innovations à développer. Les résultats de ce travail, en se penchant plus particulièrement sur le cas du secteur touristique, ouvrent de nouvelles perspectives dans le domaine précis des mécanismes compensatoires à destination des territoires d'accueil.

La suite de l'article se présente comme suit : la section 2 détaille le cadre analytique offert par la méthode des prix hédoniques et les spécificités d'une approche spatiale. La section 3 présente la zone d'étude et les variables utilisées pour mener l'analyse. La section 4 traite de la stratégie économétrique utilisée et la section 5 en présente les résultats ainsi qu'une discussion. La section 6 conclut.

2. Une approche hédonique des prix des gîtes ruraux

2.1. La méthode des prix hédoniques

Le logement constitue une part non-négligeable des dépenses touristiques [29]. L'application de la méthode des prix hédoniques aux prix des gîtes ruraux en France offre un cadre empirique pour l'évaluation économique des caractéristiques environnementales des territoires ruraux choisis comme lieu de destination par les touristes [23,24,30,31]. La valeur économique de ces caractéristiques peut donc être lue à travers ces dépenses de logement.

Le modèle proposé par Rosen [32] formalise le cadre théorique permettant d'analyser la nature des relations entre les caractéristiques d'un bien et leurs prix hédoniques en situation concurrentielle. Dans notre cas d'étude, le gîte est caractérisé d'un ensemble d'attributs intrinsèques représenté par le vecteur $z = (z_1, z_2, \dots, z_k)$ et deux catégories d'attributs extrinsèques. La première catégorie $A = (A_1, A_2, \dots, A_m)$ est constituée principalement par les caractéristiques d'environnement naturel qui favorisent l'attractivité touristique du gîte et qui sont exogènes (pour lesquels le propriétaire n'aura aucune influence). La deuxième catégorie $C = (C_1, C_2, \dots, C_n)$ regroupe les variables censées refléter l'impact des infrastructures de l'énergie sur l'environnement naturel. Le prix du bien est donc supposé être une fonction de ces différents attributs : $P = P(z, A, C)$.

Cette étude mobilise les tarifs de location des gîtes qui sont labellisés « Gîtes de France ». Le label « Gîtes de France » est un label national géré au niveau de chaque département par une association.

Il est destiné aux gîtes dont les propriétaires souhaitent la préservation du patrimoine immobilier dans les zones rurales. Seuls les gîtes situés en milieu rural peuvent bénéficier du label. Le propriétaire doit respecter le cahier des charges défini par l'association départementale, et doit par ailleurs verser une commission annuelle calculée sur la base de son chiffre d'affaires. Pour ces deux raisons, même si la décision finale sur les prix pratiqués incombe au propriétaire, l'association départementale joue un rôle clé dans la coordination du marché et établit une véritable stratégie commerciale.

Dans la mesure où les prix sont fixés à l'avance et que le choix du demandeur se base sur la consultation d'un catalogue, les prix fournis sont des prix d'offre. Ces prix doivent être corrigés du taux d'occupation des gîtes, pour obtenir les prix de marché. La variable expliquée du modèle est le prix de location hebdomadaire en haute saison affiché dans les catalogues (pour la semaine du 5 au 11 août 2013). Pendant cette période, le taux d'occupation des gîtes atteint 100% et l'on assiste même à une contrainte de capacité.

Aussi, l'équilibre du marché permet d'observer les relations suivantes :

- pour une caractéristique intrinsèque, le coût marginal du propriétaire est égal à l'utilité marginale du consommateur et fixe le prix implicite d'équilibre de cette catégorie de caractéristique ;
- pour une caractéristique extrinsèque qui affecte le gîte en tant qu'aménité, le coût marginal du propriétaire est nul, et par conséquent le prix d'offre est nul. Le prix implicite d'équilibre est ainsi déterminé entièrement du côté de la demande. Il reflète le bénéfice marginal de cette aménité pour le locataire ;
- pour une caractéristique extrinsèque qui affecte le gîte en tant que nuisance, le coût marginal du propriétaire est nul. Le prix implicite d'équilibre reflète à la fois le coût marginal de l'offreur et la perte de bien-être pour le locataire.

Ces relations peuvent être testées par la mise en œuvre d'une régression des prix observés du bien différencié sur l'ensemble de ses caractéristiques. Cette régression reproduit les informations que les agents disposent sur le marché et sur la base desquelles ils définissent leur décision [32]. En optant pour une forme logarithmique du prix, l'équation standard du modèle hédonique s'écrit de la manière suivante :

$$\log(P_i) = \beta + \alpha_k z_{ik} + \gamma_m A_{im} + \delta_n C_{in} + \varepsilon_i \quad (1)$$

où P_i représente le prix de location hebdomadaire du gîte i pour l'ensemble de ses caractéristiques, β la constante de régression, α, γ, δ les coefficients, z_k le vecteur des caractéristiques intrinsèques aux gîtes, A_m le vecteur des caractéristiques d'environnement naturel, C_n les mesures des impacts des infrastructures, et ε le terme d'erreurs.

2.2. La nécessité d'une approche spatiale

On ne peut exclure le fait que les propriétaires de gîtes engagent des actions collectives pour éloigner les infrastructures de leurs logements, afin de maintenir un certain niveau de prix. Cette stratégie d'acteurs peut se manifester à différentes échelles spatiales. Tout d'abord les associations départementales peuvent jouer un rôle clé dans la défense des intérêts des propriétaires pour éloigner les éoliennes des habitations. Les prix observés au sein d'un département peuvent être corrélés par la présence même de cette stratégie collective. De plus, il est aussi probable qu'à une échelle spatiale plus fine, les propriétaires se coordonnent également entre eux. Les prix de gîtes voisins peuvent alors être corrélés entre eux.

Nous serons attentifs à l'analyse de ces effets lors de l'analyse économétrique. Ce type de phénomènes engendre de l'autocorrélation spatiale [33]. Dès lors l'estimation du modèle de prix hédonique par la méthode des moindres carrés ordinaires est source de biais d'estimation. Le

recours à une approche hédonique spatiale s'impose. Les relations spatiales sont spécifiées en introduisant dans le modèle une matrice de poids (notée $W = [w_{ij}]$) où chaque terme de la matrice reflète l'existence ou non d'interdépendance spatiale entre une observation localisée en un lieu i et les autres observations localisées en d'autres lieux j [34].

Le traitement économétrique de l'autocorrélation spatiale distingue deux types de modélisation de ces interdépendances. La première traite les relations d'interaction spatiale entre les prix, qui refléteraient une stratégie entre agents économiques autour de la valeur de cette variable. Pour notre cas de figure, on pourrait penser que les propriétaires qui ont des gîtes à des prix élevés cherchent à maintenir leur niveau de prix. Le prix d'un gîte est alors affecté positivement par les prix des gîtes voisins. On serait donc en présence d'un modèle autorégressif avec variable décalée (modèle SAR) :

$$\log(P_i) = \rho W \log(P_i) + \beta + \alpha_k z_{ik} + \gamma_m A_{im} + \delta_n C_{in} + \varepsilon_i \quad (2)$$

Mais, l'autocorrélation spatiale peut surtout résulter de l'omission d'une variable traduisant la stratégie collective adoptée par les propriétaires pour éloigner les infrastructures et maintenir leur niveau de prix. L'omission d'une variable explicative importante génère une autocorrélation spatiale des erreurs et nécessite de mettre en place un modèle permettant de la traiter (modèle SEM) :

$$\log(P_i) = \beta + \alpha_k z_{ik} + \gamma_m A_{im} + \delta_n C_{in} + \varepsilon_i \text{ avec } \varepsilon_i = \lambda W \varepsilon_i + u \quad (3)$$

Les paramètres spatiaux ρ de l'équation (2) et λ de l'équation (3) renseignent sur l'ampleur des formes d'interdépendance spatiale. Le pragmatisme conduit à procéder aux tests du multiplicateur de Lagrange appliqués à ces deux formes de dépendance spatiale et leurs versions robustes (*LMLag* et *RLMLag* pour le modèle SAR ; *LMErr* et *RLMErr* pour le modèle SEM). Ces tests renseignent quel type de spécification est à retenir [33,35,36] étant donné les mécanismes empiriques qui régulent les prix des gîtes étudiés.

3. Les données

3.1. La zone d'étude

Le choix des locations labellisées « Gîtes de France » est apparu évident pour notre étude, ce type d'hébergement étant devenu un symbole du tourisme rural. En 2014, l'ensemble des Gîtes de France ont enregistré 28,7 millions de nuitées (pour environ 60 000 hébergements). La consommation des touristes pendant leur séjour a été estimée à 1,3 milliard d'euros. Cette activité correspond à 31 000 emplois directs et indirects. Les investissements effectués par les propriétaires des gîtes dans l'entretien et la restauration de leurs biens (473,5 millions d'euros) en font des acteurs de l'aménagement du territoire par la réhabilitation du patrimoine bâti [37].

Notre zone d'étude inclut les régions Bretagne, Pays de la Loire et anciennement Poitou-Charentes (figure 1).

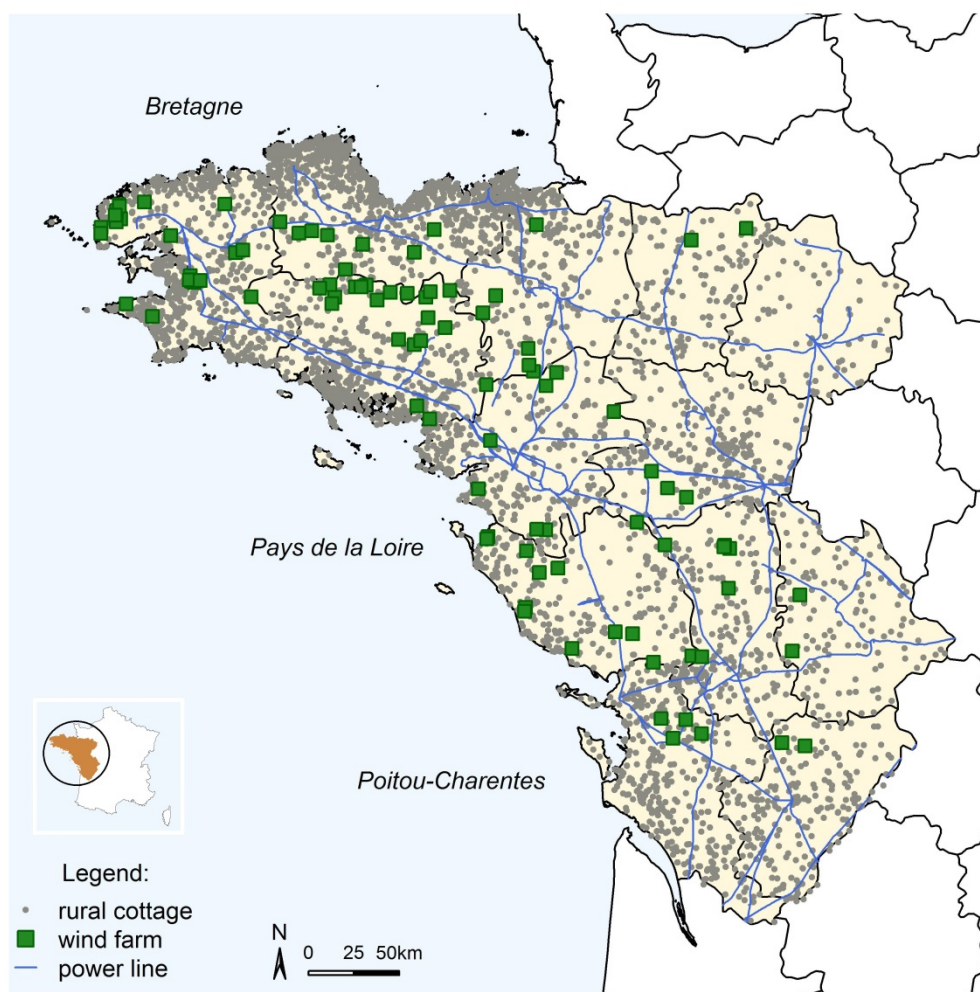


Figure 1. Carte de la zone d'étude

Le tourisme est un secteur important pour les zones rurales et littorales de notre cas d'étude. Il y représente une part notable de l'économie régionale : en moyenne 8% du PIB de ces régions et environ 130 000 personnes employées sur l'ensemble de cette zone (en 2014). Les gîtes de notre zone d'étude ont accueilli 1,8 millions de nuitées au total en 2015 (dont 1,1 million pour la Bretagne)¹. Le catalogue « Gîtes de France » en 2013 répertoriait initialement 7537 gîtes pour cette zone. Après nettoyage de la base de données (données manquantes, valeurs extrêmes), nous arrivons à un échantillon final de 6277 gîtes. La région Bretagne concentre 60,4% des observations, le Poitou-Charentes 20,4%, et les Pays de la Loire 19,1%. Au total, les gîtes de l'échantillon sont structurés en treize associations départementales.

Cette zone a surtout été choisie en fonction du développement du secteur éolien. En 2013, les puissances raccordées sur cette zone d'étude s'élevaient à 782 MW en Bretagne, 535 MW en Pays de la Loire et 325 MW en Poitou-Charentes. De plus, ces trois régions mènent des politiques plutôt ambitieuses en matière d'accueil de l'énergie éolienne. A horizon 2020, les objectifs du

¹ Chiffres clés du tourisme pour les régions Bretagne, Poitou-Charentes, Pays de la Loire en 2015.

développement des capacités de production d'électricité éolienne sont de l'ordre de 1800 MW dans chacune de ces régions (pour un objectif national de 19 000 MW) [25]. Nous avons pu récupérer les données concernant 507 éoliennes présentes sur ce territoire.

3.2. La variable de prix

Nous n'avons pas pu disposer des données sur les taux d'occupation des gîtes. C'est pourquoi, il a été choisi d'utiliser les prix en haute saison estivale pour l'année 2013 (de la semaine du 5 au 11 août). En haute saison, la demande est supérieure à l'offre pour l'ensemble des territoires considérés. Cette contrainte de capacité conduit les propriétaires à pratiquer un prix supérieur au coût marginal. Les tarifs de location en haute saison vont de 180 à 1085 euros la semaine, pour une moyenne de 558 euros. Le tableau 1 détaille les données de prix de gîtes selon le système de classement du label (le nombre d'épis).

Confort (nb épis)	Gîtes de France (fréquence)	Prix moyen (euros)	Prix min (euros)	Prix max (euros)
1	144	388,8	180	773
2	1759	480,5	185	1055
3	4173	589,3	240	1085
4	199	725,2	380	1075
5	2	760,0	540	980
Total	6277	558,6	180	1085

Tableau 1. Distribution des prix selon le confort du gîte

3.3. La mesure des nuisances visuelles liées aux infrastructures énergétiques

L'introduction des variables environnementales dans une équation hédonique pose des difficultés de mesure, quand il s'agit de choisir un indicateur quantitatif qui soit une bonne approximation des caractéristiques réellement perçues par les individus [38]. En outre, le chercheur dispose rarement d'une mesure physique directe de l'environnement naturel, dont l'influence sur les biens localisés dans l'espace est très difficile à caractériser. Dans le cas des infrastructures de l'énergie, la difficulté de construire des indicateurs précis de visibilité (qui prennent en compte la topographie des terrains) conduit la plupart des travaux à mobiliser la distance à l'infrastructure comme indicateur objectif de la gêne visuelle occasionnée pour les individus.

3.3.1. Les lignes à haute tension

Dans l'ensemble, les résultats de précédentes études montrent d'abord que les prix de marché des biens immobiliers situés à proximité des lignes à haute tension sont relativement plus faibles. L'ampleur de la perte varie cependant selon les localités étudiées, la taille de la base de données, et les mesures utilisées. On distingue deux types de travaux.

Tout d'abord ceux qui mesurent les impacts des infrastructures par la seule distance de l'habitation aux ouvrages [39,40]. Ces études mobilisent souvent de grands échantillons pour lesquels il est difficile d'obtenir des données plus précises de visibilité. Leurs résultats soulignent l'impact négatif de la forte proximité d'une ligne à haute tension, mais montrent que cet impact décroît rapidement et fortement à mesure que la distance augmente. Par exemple, pour Bond et Hopkins [39] l'impact devient minime après 100m.

La seconde catégorie de travaux adopte une approche micro-spatiale, en travaillant à l'échelle communale par exemple. Dans ce cadre, ces travaux disposent d'une mesure plus fine des nuisances

visuelles à travers des indicateurs complémentaires tels que le degré de visibilité des pylônes ou des transformateurs. Hamilton et Schwann [41] mobilisent les prix de vente de maisons individuelles localisées dans quatre quartiers de Vancouver (n=12 907). Environ 18% de leur échantillon est situé à moins de 200m d'une ligne à haute tension. Ils montrent qu'une maison située à 100m d'une ligne voit sa valeur diminuer de 6,3% si la ligne ou au moins un pylône se trouve dans le champ de vision. Rosiers [42] s'appuie sur un petit échantillon (507 transactions dans l'aire urbaine de Montréal) pour constater que la vue d'un ou plusieurs pylônes entraîne une dépréciation des valeurs des biens allant de 5% à 20%. L'auteur montre que la distance critique aux infrastructures se situe entre 50m et 100m, et qu'au-delà de 150m, l'effet est quasi-nul. Sims et Dent [43] trouvent qu'une propriété située à moins de 100m d'une ligne connaît également une baisse de valeur de 6% à 17,7%. La vue d'un pylône diminue le prix de 7,1% à 14,4%.

3.3.2. Les éoliennes

Pour le cas de l'éolien, la littérature est encore très récente. La plupart des travaux mobilisent les données de transactions résidentielles ou foncières dans un périmètre prédéfini autour des parcs éoliens, et combinent des variables de proximité et de visibilité. L'effet dépréciatif des éoliennes sur les prix ne fait pas consensus. La plupart des travaux montrent que les éoliennes n'affectent pas le prix des biens immobiliers situés à proximité [13,15-17,19]. A l'inverse, Heintzelman et Tuttle [14] trouvent un impact négatif et significatif sur les prix des propriétés situées près des sites éoliens. Ils utilisent un modèle à effets fixes avec des variables de distance (notamment binaires) pour mesurer l'effet des ouvrages. Pour Sunak et Madlener [18] la proximité des éoliennes a un effet négatif sur les propriétés avoisinantes, et des régressions locales mettent en avant le rôle de la visibilité comme principal facteur de l'impact mesuré par la variable de distance. Une discussion détaillée de ces différentes études peut être trouvée chez Hoen et al. [13].

3.3.3. Variables retenues

Compte tenu de la nature de notre base de données (un grand échantillon réparti sur un périmètre spatial très large) les variables construites pour mesurer les impacts des infrastructures énergétiques sont la distance et la densité (présentées dans le tableau 2). Nous avons opté pour introduire les distances à l'infrastructure sous forme logarithmique. La transformation logarithmique permet ici de normaliser la distribution des observations qui pour une grande majorité se trouvent forcément plus éloignées des infrastructures.

La variable « distance » n'étant significative que pour des situations de proximité immédiate, il est intéressant de pouvoir disposer d'un autre type d'indicateur. Certains auteurs utilisent en complément une variable mesurant la densité d'infrastructures présentes sur un territoire (e.g. [44]). Cette variable apparaît adaptée aux infrastructures énergétiques, qui sont implantées simultanément en nombre. La seule étude qui teste l'impact du nombre d'éoliennes autour des habitations (dans des rayons de 2 et 5 km) n'a pas trouvé de résultat significatif [19].

Dans notre échantillon, la moitié des gîtes est située à plus de 20,5 km de l'éolienne la plus proche, et à plus de 9,8 km de la ligne à haute tension la plus proche. Seulement, 417 gîtes sont situés à moins d'un kilomètre d'une ligne (9 seulement à moins d'un kilomètre d'une éolienne). Pour les variables de densité, nous avons choisi de mesurer le nombre d'éoliennes ainsi que la longueur de lignes à haute tension dans un rayon de 10 km autour de chaque gîte. Au final, 20% des gîtes de notre échantillon ont au moins une éolienne présente dans ce rayon, et la moitié une ligne à haute tension. En outre, 622 gîtes sont confrontés aux deux infrastructures électriques.

Variables	Description (unité)	Source	Moy	Ecart-type	Méd	Min	Max
dLigne	ligne à haute tension la plus proche (km)	IGN (2013)	11,4	8,9	9,8	0,1	51,1
lignes_10km	longueur de lignes à haute tension dans un rayon de 10 km (km)	IGN (2013)	7,1	8,0	1,1	0,0	19,9
dEolienne	éolienne la plus proche (km)	The Wind Power (2013)	24,2	16,3	20,5	0,5	101,2
eoliennes_10km	nombre d'éoliennes dans un rayon de 10 km	The Wind Power (2013)	1,8	4,7	0,0	0,0	42,0

Tableau 2. Variables utilisées pour mesurer les nuisances visuelles des infrastructures énergétiques

3.4. Les autres variables de contrôle

Le tableau 3 présente les statistiques descriptives de ces différentes variables ainsi que les sources des données pour l'ensemble de l'échantillon. Les variables intrinsèques sont composées de la capacité d'accueil du gîte, son niveau de confort, et les services supplémentaires proposés comme l'accueil des animaux domestiques, la présence d'une piscine, ou l'accès à internet. En moyenne, un gîte de notre échantillon peut accueillir 5 personnes et est classé 3 épis. La présence d'animaux domestiques est en majorité tolérée. 27% des gîtes ont une piscine et seulement 7% proposent un accès à internet.

Les attributs extrinsèques pour les caractéristiques d'aménités intègrent : la situation géographique du gîte, qui renseigne sur son attractivité à travers trois variables : la distance au littoral, la distance à Paris et les conditions climatiques (jours de précipitations en juillet, température moyenne annuelle) ; les caractéristiques paysagères mesurées par la proportion de surface forestière et de surface agricole à l'échelle communale ; la proximité du gîte à des services collectifs (magasins), aux équipements de loisirs, et l'accès à des sites touristiques.

Ainsi la moitié des gîtes se trouvent à moins de 10 km du littoral. La zone d'étude concentre un patrimoine important, avec une vingtaine de sites d'intérêts en moyenne à proximité des gîtes, et une dizaine de kilomètres à parcourir pour atteindre le site le plus proche. Presque toutes les communes accueillant un gîte proposent des équipements de loisirs et de services. Les gîtes de notre échantillon sont en grande majorité situés sur des territoires agricoles (en moyenne 78% des surfaces communales sont constituées de surfaces agricoles).

3.5. Les relations spatiales entre observations

Afin d'étudier le phénomène d'interdépendance spatiale, nous avons construit trois matrices de poids selon des critères de voisinage différents. Dans chacune des matrices, un poids plus important est donné aux observations les plus proches [34,45] :

- 10 plus proches voisins : cette matrice assure pour chaque observation le même nombre d'interdépendances. Les dix plus proches voisins sont situés en moyenne dans un périmètre de 5,7 km, mais on observe de fortes variations au sein de l'échantillon (le dixième voisin est ainsi situé dans un intervalle allant de 600 m à 32 km) ;
- matrice de distance de 10 km : cette spécification induit un nombre de voisins différents pour chaque observation. En moyenne une observation à 55 voisins à cette distance ;
- matrice de distance de 25 km : chaque observation a au moins un voisin, mais dans le même temps de nombreux gîtes ont un nombre de voisins très élevé (50% des gîtes ont 176 voisins avec cette distance, et 608 au maximum).

Variables	Description (unité)	Source	Moy (* = nb)	Ecart- type (* = %)	Méd	Min	Max
Intrinsèques :							
capacité	nombre de personnes	Gîtes de France (2013)	4,8	1,8	4	1	18
capacité/chambre	nombre de personnes/chambre	Gîtes de France (2013)	2,1	0,5	2	1	6
confort	nombre d'épis	Gîtes de France (2013)	2,7	0,6	3	1	5
animaux (=1)	animaux domestiques tolérés, 0 autrement	Gîtes de France (2013)	*3296	*52,5			
piscine (=1)	présence d'une piscine, 0 autrement	Gîtes de France (2013)	*434	*6,9			
internet (=1)	accès à internet, 0 autrement	Gîtes de France (2013)	*1730	*27,6			
Localisation :							
dMer	distance à la mer (km)	IGN (2013)	28,2	39,7	8,2	0,04	188,6
dParis	distance à Paris (km)	IGN (2013)	386,2	73,1	393,3	138,5	550,5
Accès aux services							
dPatrimoine	site touristique le plus proche (km)	Guide Vert Michelin (2012)	10,4	7,2	8,8	0,0	43,5
sites_30km	nombre de sites touristiques dans un rayon de 30 km	Guide Vert Michelin (2012)	20,3	15,4	18,0	0,0	92,0
magasins (=1)	présence de magasins dans la commune du gîte, 0 autrement	Base Permanente des Equipements (2009)	*5561	*88,6			
loisirs (=1)	présence d'équipements de loisirs dans la commune, 0 autrement	Base Permanente des Equipements (2009)	*6110	*97,3			
Climat :							
tmo	température moyenne annuelle dans la commune (°C)	Joly et al. (2010) ²	11,7	0,6	11,6	10,0	13,4
pje	jours de précipitations en juillet sur la commune	Joly et al. (2010)	7,0	0,8	6,8	5,4	10,3
Paysage :							
surface_foret	part de surface forestière dans la commune	Corine Land Cover (2006)	11,1	11,3	8,1	0,0	82,0
surface_agri	part de surface agricole dans la commune	Corine Land Cover (2006)	78,2	17,1	82,9	0,0	100

Tableau 3. Autres variables retenues pour l'analyse

² D. Joly, T. Brossard, H. Cardot, J. Cavailhes, M. Hilal, P. Wavresky, Les types de climats en France, une construction spatiale, *Cybergeog. Eur. J. Geogr.* (2010). doi:10.4000/cybergeog.23155.

4. Stratégie économétrique

4.1. Une équation hédonique spatiale sans effets fixes départementaux

Nous avons commencé par estimer notre équation de prix sans les effets fixes départementaux. La variable de prix a été transformée sous forme logarithmique. Cette transformation a pour effet de normaliser la distribution des prix au sein de laquelle les valeurs plus faibles restent très rares. Les résultats de l'estimation par les moindres carrés ordinaires (MCO) se trouvent dans la colonne (1) du tableau 5.

Le test statistique effectué à partir de l'Indice de Moran pour la variable de prix se révèle positif et significatif pour chacune des trois matrices de poids (première partie du tableau 4), indiquant que les prix de gîtes voisins tendent à se ressembler. En effet au regard de ce test, il n'y a pas de doute que les prix des gîtes ruraux élevés (par rapport aux prix faibles) tendent à se concentrer dans de mêmes localités géographiques. Nous calculons également l'Indice de Moran sur les résidus de la régression MCO [46] et les statistiques sont toutes positives et significatives pour les trois matrices de poids utilisées. Par ailleurs le test de Breusch-Pagan révèle l'hétéroscédasticité des erreurs, ce qui n'est pas étonnant compte tenu de la présence d'une dépendance spatiale (ligne « BP test » du tableau 5). Dans ce contexte, les estimateurs MCO ne sont ni convergents ni efficaces [33].

Test	Matrice 10 voisins		Matrice 10 km		Matrice 25 km	
	stat	(p-value)	stat	(p-value)	stat	(p-value)
Modèle sans effets fixes départementaux						
Moran (prix)	0,24	(0,000)	0,22	(0,000)	0,19	(0,000)
Moran (résidus)	0,19	(0,000)	0,17	(0,000)	0,13	(0,000)
LM Err	642,12	(0,000)	738,78	(0,000)	946,24	(0,000)
LM Lag	241,80	(0,000)	56,69	(0,000)	402,70	(0,000)
RLM Err	402,61	(0,000)	683,27	(0,000)	545,09	(0,000)
RLM Lag	2,29	(0,130)	1,17	(0,279)	1,55	(0,213)
Modèle avec effets fixes départementaux						
Moran (résidus)	0,13	(0,000)	0,11	(0,000)	0,08	(0,000)
LM Err	297,04	(0,000)	302,37	(0,000)	317,18	(0,000)
LM Lag	116,58	(0,000)	13,93	(0,000)	150,07	(0,000)
RLM Err	180,71	(0,000)	291,26	(0,000)	169,62	(0,000)
RLM Lag	0,25	(0,617)	2,82	(0,093)	2,51	(0,113)

Tableau 4. Tests de la présence d'autocorrélation spatiale

Afin de corriger les différents biais engendrés par ce phénomène d'autocorrélation spatiale, nous devons déterminer le modèle spatial à utiliser. Nous pouvons comparer les résultats et les niveaux de significativité des tests du multiplicateur de Lagrange et leurs versions robustes (tableau 4). En suivant les règles de décision proposées par la littérature [33,35,36], nous déduisons qu'il faut estimer notre modèle hédonique en introduisant la dépendance spatiale dans le terme d'erreur (modèle *SEM*, équation 3). En effet, lorsque les deux tests LM sont significatifs, il faut regarder les résultats des tests robustes et comparer les niveaux de significativité ainsi que les valeurs de chaque statistique. Ici seul le test *RLMErr* est significatif, et ce pour chaque matrice de poids (tests basés sur une loi du chi-deux à un degré de liberté).

Nous avons par conséquent procédé à l'estimation de l'équation hédonique en tenant compte de la présence d'autocorrélation spatiale des erreurs avec la méthode des moments généralisée [47], qui est plus adaptée aux calculs matriciels pour des échantillons de grande taille que la méthode du maximum de vraisemblance [48]. En outre, la méthode des moments généralisée reste plus flexible

car elle n'impose pas que l'hypothèse de normalité des résidus soit satisfaite [47,48]. Les résultats des estimations de l'équation hédonique spatiale avec les trois matrices de poids sont présentés dans le tableau 5 (colonnes 2 à 4).

Le paramètre λ qui témoigne de la force du phénomène spatial pris en compte, est positif et significatif dans chacune des estimations. L'influence de ce phénomène spatial sur l'équation de prix est la plus importante quand on considère le voisinage au sein d'un rayon de 25 km. La valeur des coefficients et leur significativité restent très stables d'une équation à l'autre sauf pour la variable de distance à l'éolienne qui devient non significative avec les estimations spatiales.

Variables	MCO (log-log) (1)	GM 10 voisins (2)	GM 10 km (3)	GM 25 km (4)
constante	4,5164 ***	4,4615 ***	4,3933 ***	4,4085 ***
capacité	0,0885 ***	0,0892 ***	0,0890 ***	0,0891 ***
capacité/chambre	-0,0357 ***	-0,0360 ***	-0,0363 ***	-0,0365 ***
confort	0,1614 ***	0,1660 ***	0,1671 ***	0,1676 ***
animaux	-0,0152 ***	-0,0130 ***	-0,0131 ***	-0,0114 ***
piscine	0,2712 ***	0,2667 ***	0,2671 ***	0,2695 ***
internet	0,0428 ***	0,0396 ***	0,0395 ***	0,0406 ***
ln(dMer)	-0,0639 ***	-0,0629 ***	-0,0598 ***	-0,0585 ***
ln(dParis)	0,1759 ***	0,1925 ***	0,2083 ***	0,2006 ***
ln(dPatrimoine)	-0,0068 ***	-0,0053 *	-0,0051 *	-0,0046 *
sites_30km	0,0007 ***	0,0009 ***	0,0011 ***	0,0012 ***
magasins	0,0213 ***	0,0112	0,0104	0,0098
loisirs	0,0364 ***	0,0259 *	0,0303 **	0,0192
tmo	0,0363 ***	0,0310 ***	0,0253 ***	0,0200 **
pje	-0,0338 ***	-0,0371 ***	-0,0360 ***	-0,0261 ***
surface_foret	-0,0012 ***	-0,0010 ***	-0,0010 ***	-0,0010 ***
surface_agri	-0,0022 ***	-0,0020 ***	-0,0019 ***	-0,0018 ***
ln(dLigne)	0,0062 **	0,0071 **	0,0081 **	0,0065 *
ln(dEolienne)	-0,0070 *	-0,0019	0,0009	0,0086
lignes_10km	-0,0002	-0,0002	-0,0001	-0,0002
eoliennes_10km	-0,0027 ***	-0,0017 **	-0,0014 *	0,0002
R ²	0,71			
AIC	-5377,65			
Log-likelihood	2710,82			
BP test	99,39 ***			
Lambda (λ)		0,3584	0,4178	0,5753

Significativité : *** 1%, ** 5%, * 10%.

Tableau 5. Estimation de l'équation de prix hédoniques sans effets fixes départementaux

4.2. Une équation hédonique spatiale avec effets fixes départementaux

D'une manière générale, l'autocorrélation des erreurs provient de l'omission de variables explicatives importantes [33,48,49]. Dans notre cas, il peut s'agir de l'influence des associations départementales au niveau de la coordination des prix du label. Nous faisons l'hypothèse que les associations puissent s'engager dans la défense des intérêts des propriétaires faisant face à un projet d'infrastructures énergétiques. Nous réitérons alors nos estimations économétriques, en intégrant cette fois-ci des effets fixes départementaux. Les résultats de l'estimation de l'équation par les MCO sont présentés dans le tableau 6 (colonne 1).

Les gîtes localisés dans les autres départements que celui de la Loire-Atlantique (notre référence) sont moins chers car l'ensemble des effets fixes départementaux sont significatifs et négatifs. Par ailleurs le R^2 passe de 0,71 à 0,73. Ces résultats ne sont pas très étonnants. Ils révèlent le fait que la coordination des prix des gîtes portée par les associations départementales se traduit bien par un différentiel de prix d'un département à l'autre. La significativité des caractéristiques intrinsèques des gîtes et des aménités reste quasi-identique avec celle obtenue par le modèle précédent. En revanche, les variables de localisation géographique (distance à Paris, température moyenne et précipitations) ne sont plus significatives. On peut constater enfin que l'influence de la distance à l'éolienne sur le prix redevient significative.

Nous procédons de nouveau aux tests de présence d'autocorrélation spatiale. Les différentes statistiques de tests montrent que nous sommes encore en présence d'une autocorrélation spatiale des erreurs (seconde partie du tableau 4), ce qui révèle qu'un problème de variables omises persiste. Nous estimons le modèle de l'équation hédonique des prix des gîtes avec la méthode des moments généralisée, en utilisant successivement les trois matrices de poids (tableau 6, colonnes 2 à 4). L'influence de ces variables omises sur les prix est identique pour un ensemble de gîtes voisins jusque dans un rayon de 25 km. Ce résultat vient corroborer notre hypothèse selon laquelle le prix d'un gîte peut bénéficier également d'une stratégie spécifique menée par les propriétaires de gîtes voisins. Nous retenons ces dernières estimations et notamment celle effectuée à partir de la matrice de poids de 25 km pour l'analyse et le commentaire des résultats.

5. Résultats

Afin d'interpréter les résultats de manière plus claire, nous calculons les prix implicites pour les caractéristiques significatives. La variable prix ayant été introduite sous forme logarithmique, les coefficients donnent une indication de la variation du prix en termes de pourcentage, quand les variables explicatives varient d'un niveau. Nous évaluons alors à partir des coefficients des variables significatives (colonne 4 du tableau 6) les prix implicites des caractéristiques (valeurs entre parenthèses dans le tableau 6). Nous basons nos calculs sur le prix moyen d'un gîte trois épis (un gîte de niveau de confort intermédiaire et qui représente les deux tiers de notre échantillon), qui avoisine 589€ par semaine. Le détail du calcul des prix implicite est présenté en annexe.

5.1. Des gîtes valorisés avant tout pour leur confort

La lecture des résultats montre que le prix de base d'un gîte est environ de 277€ par semaine (en référence à la constante de la régression). La valeur locative d'un gîte dépend avant tout des caractéristiques intrinsèques du logement. L'amélioration du confort est évaluée à 100€ par semaine (i.e. passer de la catégorie 3 à 4 épis). Le prix d'un lit pour une personne supplémentaire est de 53€ par semaine. La présence d'une piscine est valorisée à hauteur de 182€ par semaine et l'accès à internet à 23€ par semaine.

5.2. La valorisation des aménités

La localisation des gîtes est un facteur d'attractivité, et d'une manière générale en période estivale, la proximité du littoral est assez recherchée. Par exemple, les touristes qui choisissent de loger dans un gîte classé 3 épis sont disposés à payer environ 37€ supplémentaires par semaine pour être situé à 1 km du littoral plutôt qu'à 2 km.

En revanche, on constate une valorisation limitée pour les autres aménités. Ainsi le consentement à payer (CAP) pour un gîte 3 épis se trouvant à 1 km d'un site patrimonial (au lieu de 2 km) est seulement de 5€ par semaine. Les touristes sont prêts à payer 0,8€ pour bénéficier d'un site touristique supplémentaire dans un rayon de 30 km. Leur CAP est de 7€ pour disposer d'un magasin dans leur commune de séjour. En définitive, le coût de transport pour accéder aux sites touristiques et aux services reste très faible, le CAP pour bénéficier d'une location qui soit plus proche de ces différentes aménités étant très faible.

L'impact du déploiement des énergies renouvelables sur la valeur touristique des paysages ruraux : les enseignements d'une approche hédonique spatiale

Variables	MCO (log-log)	GM 10 voisins	GM 10 km	GM 25 km	Prix implicites
	(1)	(2)	(3)	(4)	(euros)
constante	5,6760 ***	5,6364 ***	5,5905 ***	5,6228 ***	(276.7)
Dépt (réf : Loire Atlantique) :					
Charente	-0,1436 ***	-0,1392 ***	-0,1371 ***	-0,1300 ***	
Charente Maritime	-0,0972 ***	-0,0908 ***	-0,0904 ***	-0,0768 ***	
Cotes d'Armor	-0,1495 ***	-0,1519 ***	-0,1538 ***	-0,1559 ***	
Finistère	-0,1768 ***	-0,1750 ***	-0,1745 ***	-0,1725 ***	
Ille et Vilaine	-0,2194 ***	-0,2132 ***	-0,2099 ***	-0,2026 ***	
Maine et Loire	-0,1871 ***	-0,1868 ***	-0,1871 ***	-0,1891 ***	
Mayenne	-0,2622 ***	-0,2528 ***	-0,2531 ***	-0,2415 ***	
Morbihan	-0,0938 ***	-0,0937 ***	-0,0950 ***	-0,0991 ***	
Sarthe	-0,3424 ***	-0,3358 ***	-0,3368 ***	-0,3448 ***	
Deux Sèvres	-0,0874 ***	-0,0864 ***	-0,0866 ***	-0,0925 ***	
Vendée	-0,0522 ***	-0,0477 ***	-0,0454 ***	-0,0531 ***	
Vienne	-0,2118 ***	-0,2088 ***	-0,2121 ***	-0,2134 ***	
capacité	0,0888 ***	0,0893 ***	0,0892 ***	0,0892 ***	(52.6)
capacité/chambre	-0,0380 ***	-0,0373 ***	-0,0375 ***	-0,0376 ***	(-22.2)
confort	0,1687 ***	0,1693 ***	0,1699 ***	0,1698 ***	(100.1)
animaux	-0,0080 **	-0,0093 **	-0,0096 **	-0,0093 **	(-5.4)
piscine	0,2688 ***	0,2668 ***	0,2673 ***	0,2687 ***	(181.7)
internet	0,0357 ***	0,0361 ***	0,0363 ***	0,0379 ***	(22.7)
ln(dMer)	-0,0672 ***	-0,0663 ***	-0,0638 ***	-0,0636 ***	(-37.5)
ln(dParis)	0,0012	0,0318	0,0495	0,0535	
ln(dPatrimoine)	-0,0111 ***	-0,0097 ***	-0,0093 ***	-0,0081 ***	(-4.8)
sites_30km	0,0014 ***	0,0014 ***	0,0015 ***	0,0014 ***	(0.8)
magasins	0,0154 **	0,0099	0,0105	0,0113 *	(6.7)
loisirs	0,0234 *	0,0213	0,0253 *	0,0195	
tmo	0,0099	0,0006	-0,0049	-0,0089	
pje	0,0028	-0,0051	-0,0071	-0,0080	
surface_foret	-0,0012 ***	-0,0011 ***	-0,0010 ***	-0,0011 ***	(-0.6)
surface_agri	-0,0020 ***	-0,0019 ***	-0,0019 ***	-0,0019 ***	(-1.1)
ln(dLigne)	0,0066 **	0,0069 **	0,0073 **	0,0060 *	
ln(dEolienne)	0,0137 ***	0,0155 ***	0,0167 ***	0,0168 ***	
lignes_10km	-0,0002	-0,0002	-0,0002	-0,0002	
eoliennes_10km	0,0001	0,0004	0,0004	0,0009	
R ²	0,73				
AIC	-5857,34				
Log-likelihood	2962,67				
BP test	161,56 ***				
Lambda (λ)		0,2787	0,3207	0,4529	

Significativité : *** 1%, ** 5%, * 10%.

Tableau 6. Estimation de l'équation de prix hédoniques avec effets fixes départementaux

Par ailleurs, nous pouvons constater que dans les territoires ruraux (l'agriculture occupe 78% des surfaces communales en moyenne), l'extension des surfaces agricoles est valorisée négativement par les touristes à hauteur d'1€ par semaine (pour 1% de surface agricole supplémentaire). Ce résultat a été mis en évidence par des travaux précédents [23,31] notamment dans les territoires avec une dominante de cultures fourragères. La présence de la forêt est aussi valorisée négativement. Ce résultat est aussi conforme avec les résultats d'études précédentes. Les forêts sont recherchées pour la pratique récréative, mais elles sont moins valorisées à côté des habitations car elles encombrant le paysage [50]. Il faut néanmoins souligner que le montant du CAP reste faible (environ 0,6€ par semaine pour 1% de surface forestière supplémentaire).

5.3. Des pertes de bien-être différenciées selon les infrastructures de l'énergie

L'estimation d'un modèle hédonique spatial permet de détecter un effet négatif et significatif de la proximité des lignes à haute tension sur les prix des gîtes, et de la proximité à l'éolienne (quelle que soit la matrice de poids). C'est bien la proximité des ouvrages qui se révèle être le facteur le plus impactant puisque la densité du réseau et des éoliennes n'est pas significative dans nos modèles.

Le signe positif des coefficients devant la variable « distance à la ligne » signifie que les touristes cherchent à louer des gîtes qui sont éloignés d'une ligne électrique. C'est la même interprétation pour la variable « distance à l'éolienne ». Cependant, plus de la moitié des gîtes sont déjà situés à plus de 9,8 km d'une ligne à haute tension, et à plus de 20 km d'une éolienne. A cette distance, le CAP des touristes pour s'éloigner des infrastructures est quasiment nul. Il est surtout intéressant de regarder les effets sur les prix dans un périmètre resserré autour des infrastructures de l'énergie. 417 gîtes qui sont localisés jusqu'à 1 km d'une ligne à haute tension (soit 6,6% de l'échantillon) et 385 sont situés jusqu'à 5 km d'une éolienne (6,1% de l'échantillon). Les prix implicites pour les variables de distance aux infrastructures sont présentés dans le tableau 7.

CAP pour s'éloigner d'une ligne		CAP pour s'éloigner d'une éolienne	
Distance (km)	CAP marginal (€)	Distance (km)	CAP marginal (€)
de 0,1 à 0,2	3,54	de 0,5 à 1	9,88
de 0,2 à 0,3	1,77	de 1 à 1,5	4,94
de 0,3 à 0,4	1,18	de 1,5 à 2	3,29
de 0,4 à 0,5	0,88	de 2 à 2,5	2,47
de 0,5 à 0,6	0,71	de 2,5 à 3	1,98
de 0,6 à 0,7	0,59	de 3 à 3,5	1,65
de 0,7 à 0,8	0,51	de 3,5 à 4	1,41
de 0,8 à 0,9	0,44	de 4 à 4,5	1,23
de 0,9 à 1	0,39	de 4,5 à 5	1,10
CAP pour passer de 0,1 à 1 km :		CAP pour passer de 0,5 à 5 km :	
31,82€		88,90€	

Tableau 7. CAP marginaux selon la proximité des infrastructures de l'énergie

Dans le cas des lignes à haute tension, le CAP des touristes est ainsi de 3,5€ par semaine pour être dans un gîte 3 épis situé à 200 m d'une ligne (au lieu de 100 m). Les touristes sont disposés à payer 1,8€ supplémentaires pour à nouveau s'éloigner de 100 m (être situé à 300 m plutôt qu'à 200 m). La valeur du CAP marginal décroît rapidement dans un périmètre d'un kilomètre autour d'une ligne,

comme nous pouvons le constater à la lecture du tableau 7. Nous pouvons estimer le CAP des touristes pour éviter ce périmètre à environ 31,8 € par semaine (pour être logé dans un gîte 3 épis à 1 km d'une ligne plutôt qu'à 100m).

Dans le cas des éoliennes, le CAP marginal des touristes est de 9,9€ par semaine pour louer un gîte classé 3 épis situé à 1 km d'une éolienne (au lieu de 0,5 km, la distance minimale d'un logement à une éolienne en France). La valeur du consentement à payer marginal décroît rapidement au-delà de 2 km. Le CAP des touristes souhaitant s'éloigner plus sensiblement des éoliennes (c'est-à-dire loger à 5 km plutôt qu'à 0,5 km) peut être estimé à environ 88,9€ par semaine.

D'après ces résultats, nous pouvons dire que les infrastructures de l'énergie entraînent bien une perte de valeur d'usage pour les touristes qui se rendent dans les territoires ruraux. La perte semble être plus faible pour un gîte situé à proximité d'une ligne à haute tension, en comparaison d'un gîte situé près d'une éolienne. Les touristes semblent mieux tolérer la proximité des lignes à haute tension que celle des éoliennes. Notre étude confirme aussi les résultats de précédents travaux autour des impacts des infrastructures de l'énergie : la valeur du CAP marginal reste faible et décroît rapidement avec la distance.

Une caractéristique importante de la méthode des prix hédoniques est qu'elle considère les valeurs d'usage à partir des comportements observés d'une part, et pour un marché à l'équilibre d'autre part. Cela veut dire que l'évaluation de la perte de bien-être des touristes tient compte de leurs préférences paysagères, mais aussi de la cartographie de l'offre. Autrement dit, comme une part importante des gîtes est déjà éloignée des infrastructures, les touristes sont assez peu contraints pour trouver un lieu d'habitation qui ne soit pas à proximité d'une ligne à haute tension ou d'une éolienne. Ils ne sont donc pas obligés de surenchérir pour accéder à un gîte n'ayant pas de telles nuisances visuelles.

5.4. Discussion : un manque à gagner pour les propriétaires de gîtes

La majorité des touristes n'est donc pas confrontée aux infrastructures de l'énergie dans leur environnement immédiat. Cet état de fait ne peut être dissocié des stratégies des associations des propriétaires de gîtes, qui pour maintenir des prix de location assez élevés pour l'ensemble du label au niveau départemental, peuvent intervenir dans les négociations locales pour éloigner le plus possible les projets de leurs biens. Cela ne veut pas dire pour autant que les infrastructures n'engendrent pas des nuisances ni des pertes pour les propriétaires de gîtes qui se retrouvent finalement à proximité. Les résultats de l'estimation hédonique montrent que les visiteurs continuent à venir se loger dans ces gîtes situés près des infrastructures, mais qu'ils paient leur logement moins cher.

La durée de séjour moyenne pour un ménage est d'une semaine complète dans ces hébergements de qualité [37]. On peut alors considérer que les valeurs calculées à la semaine correspondent aussi à la perte annuelle par ménage. A titre de comparaison, Moran et Sherrington [51] évaluent le CAP des touristes pour éloigner de leur vue des éoliennes impactant fortement le paysage à 15,7£ par visiteur adulte et par an (soit l'équivalent de 20€). Leur étude se base sur la méthode de transfert des bénéfices appliquée à un cas d'étude écossais.

A partir de là, nous pouvons élargir cette évaluation de perte de bien-être aux propriétaires des gîtes concernés par la présence des infrastructures. Nous considérons un scénario pour lequel les gîtes continuent à réaliser le même taux d'occupation (équivalent à 16 semaines par an) [37]. Nous proposons de calculer la perte liée à la faiblesse du tarif de location en termes de valeur actuelle nette. En effet, il est important d'acter le fait que les infrastructures peuvent avoir un impact sur la rentabilité des gîtes tout au long de la durée de vie d'un ouvrage (environ 20 ans pour les éoliennes). Nous pouvons choisir un taux d'actualisation de 2,8% (le taux d'intérêt à long terme pour les plans d'épargne logement selon la Banque de France en 2016). Les résultats sont présentés dans le tableau 8.

Distance à... (en km)	Perte/semaine (€)	Perte/année (€)	VAN de la perte sur 20 ans (€) ^a
une ligne à haute tension			
0,1 à 1 km	31,82	509,17	8 226,32
0,1 à 10 km	350,05	5 600,87	90 489,55
une éolienne			
0,5 à 5 km	88,90	1 422,46	22 981,76
0,5 à 20 km	385,25	6 164,00	99 587,62

$$^a \text{ Calcul de la VAN} = \sum_0^{20} \frac{\text{Perte annuelle}}{(1+0,028)^n}$$

Tableau 8. Manque à gagner pour les propriétaires de gîtes situés près des infrastructures

Deux situations sont explorées pour chaque infrastructure, avec comme référence un gîte situé à proximité immédiate d'un ouvrage (respectivement 100 m pour une ligne à haute tension et 500 m pour une éolienne). Nous évaluons la perte pour ces gîtes en comparaison d'une location similaire située hors du périmètre de nuisance des infrastructures (resp. 1 km et 5 km), et en comparaison d'une location similaire située à la distance médiane des ouvrages (resp. 10 km et 20 km dans notre échantillon). Nous voyons grâce au tableau 8 que l'arrivée d'une infrastructure à proximité immédiate pourrait engendrer des pertes élevées pour les propriétaires de gîtes ruraux, sachant qu'en 2015 le revenu annuel brut moyen pour un propriétaire en France s'élevait à 10 740 euros [37].

6. Conclusion

Notre travail apporte un nouvel éclairage sur les logiques qui peuvent façonner les revendications locales autour de projets d'implantation d'infrastructures de l'énergie, pour le cas des territoires ruraux français et plus largement pour les territoires touristiques. Il permet d'aboutir à une formalisation plus complète des mécanismes qui peuvent favoriser ou non la coopération entre les différents porteurs d'enjeux, dans la mise en œuvre d'un projet d'infrastructure de l'énergie à l'échelle locale.

Nous mettons en évidence les mécanismes par lesquels les effets externes des infrastructures de l'énergie se matérialisent sur le marché touristique. Dans l'ensemble, les résultats montrent d'abord que les prix de marché de locations de vacances situées dans une commune traversée par les lignes à haute tension ou proche d'un parc éolien sont relativement plus faibles, même si les résultats restent fortement dépendant des bases de données utilisées et des indicateurs employés pour caractériser et mesurer les nuisances visuelles.

Actuellement, les mécanismes privés de compensations des coûts externes des infrastructures de l'énergie sont réservés aux propriétaires fonciers dont les terrains accueillent les ouvrages et aux propriétaires immobiliers pour lesquels le préjudice visuel est avéré (les propriétaires riverains de lignes à haute tension en France). On ne peut exclure la pertinence d'une telle indemnisation individuelle pour le cas des propriétaires des locations de vacances, qui serait aussi une forme de reconnaissance des enjeux économiques portés par le tourisme dans les territoires ruraux.

Cependant, restreindre les modalités d'indemnisation des coûts externes des infrastructures de l'énergie aux seuls propriétaires immobiliers ou fonciers soulève des questions d'efficacité au regard notamment des différentes logiques socio-économiques qui façonnent ces coûts externes. La mise en œuvre de ces compensations peut également poser des problèmes d'équité entre les individus, étant donné les hétérogénéités des conditions socio-économiques et environnementales locales. Le

manque de succès rencontré par les mécanismes compensatoires actuels incite à chercher des innovations dans ce domaine précis.

Le versement de compensations individuelles aux propriétaires des gîtes resterait néanmoins une modalité très limitée pour favoriser la création de valeur au sein des économies touristiques, qui s'organisent également autour des services et des sites à visiter. C'est pourquoi les mécanismes compensatoires visant plus largement les communes d'accueil peuvent constituer une alternative permettant d'améliorer l'insertion territoriale des projets d'infrastructures de l'énergie [52–54]. Des projets territoriaux financés par les opérateurs (comme cela est le cas dans certains projets de lignes à haute tension) peuvent contribuer à atténuer les formes de disparités qu'occasionnent pour certains acteurs la présence des ouvrages. Les pistes de recherches sont ainsi très nombreuses et encore peu explorées autour des mécanismes compensatoires, leur objet, et les formes (monétaires ou non) qu'ils doivent prendre.

Annexe

D'après notre équation de prix hédoniques, nous pouvons obtenir les prix implicites en multipliant le coefficient par le prix moyen du gîte (589 euros). Pour déterminer le prix implicite des variables binaires (animaux, piscine, internet, magasins), Halvorsen et Palmquist [55] proposent une méthode spécifique : $[exp(coef) - 1] \times \bar{P}$. Pour les variables de distance, des prix implicites peuvent être calculés pour des segments particuliers entre deux distances d_1 et d_2 : $coef \times \bar{P} \times \left(\frac{d_2 - d_1}{d_1}\right)$.

Remerciements

Les auteurs remercient Julien Salanié d'avoir initié les premières réflexions autour de ce travail, et d'avoir mis à leur disposition l'accès à l'ensemble des bases de données.

References

- [1] A. Bergmann, S. Colombo, N. Hanley, Rural versus urban preferences for renewable energy developments, *Ecol. Econ.* 65 (2008) 616–625. doi:10.1016/j.ecolecon.2007.08.011.
- [2] M. Wolsink, Wind power implementation: The nature of public attitudes: Equity and fairness instead of “backyard motives,” *Renew. Sustain. Energy Rev.* 11 (2007) 1188–1207. doi:10.1016/j.rser.2005.10.005.
- [3] V. Betakova, J. Vojar, P. Sklenicka, Wind turbines location: How many and how far?, *Appl. Energy.* 151 (2015) 23–31. doi:10.1016/j.apenergy.2015.04.060.
- [4] A.R. Ciupuliga, E. Cuppen, The role of dialogue in fostering acceptance of transmission lines: the case of a France–Spain interconnection project, *Energy Policy.* 60 (2013) 224–233. doi:10.1016/j.enpol.2013.05.028.
- [5] M. Cotton, P. Devine-Wright, Putting pylons into place: a UK case study of public perspectives on the impacts of high voltage overhead transmission lines, *J. Environ. Plan. Manag.* 56 (2013) 1225–1245. doi:10.1080/09640568.2012.716756.
- [6] C.R. Warren, C. Lumsden, S. O’Dowd, R.V. Birnie, “Green On Green”: Public perceptions of wind power in Scotland and Ireland, *J. Environ. Plan. Manag.* 48 (2005) 853–875. doi:10.1080/09640560500294376.
- [7] R.J. Reeder, D.M. Brown, Recreation, tourism, and rural well-being., *Econ. Res. Rep. - Econ. Res. Serv. USDA.* (2005) 38 pp.
- [8] B. Frantál, R. Urbánková, Energy tourism: An emerging field of study, *Curr. Issues Tour.* 0 (2014) 1–18. doi:10.1080/13683500.2014.987734.
- [9] A.J.G. de Sousa, E. Kastenholtz, Wind farms and the rural tourism experience – problem or possible productive integration? The views of visitors and residents of a Portuguese village, *J. Sustain. Tour.* 23 (2015) 1236–1256. doi:10.1080/09669582.2015.1008499.
- [10] B. Frantál, J. Kunc, Wind turbines in tourism landscapes: Czech Experience, *Ann. Tour. Res.* 38 (2011) 499–519. doi:10.1016/j.annals.2010.10.007.
- [11] T. Broekel, C. Alfken, Gone with the wind? The impact of wind turbines on tourism demand, *Energy Policy.* 86 (2015) 506–519. doi:10.1016/j.enpol.2015.08.005.
- [12] S. Gibbons, Gone with the wind: Valuing the visual impacts of wind turbines through house prices, *J. Environ. Econ. Manag.* 72 (2015) 177–196. doi:10.1016/j.jeem.2015.04.006.
- [13] B. Hoen, J.P. Brown, T. Jackson, M.A. Thayer, R. Wisner, P. Cappers, Spatial Hedonic Analysis of the Effects of US Wind Energy Facilities on Surrounding Property Values, *J. Real Estate Finance Econ.* 51 (2014) 22–51. doi:10.1007/s11146-014-9477-9.
- [14] M.D. Heintzelman, C.M. Tuttle, Values in the Wind: A Hedonic Analysis of Wind Power Facilities, *Land Econ.* 88 (2012) 571–588. doi:10.3368/le.88.3.571.
- [15] B. Hoen, Impacts of windmill visibility on property values in Madison County, New York, (2006). <https://www.sciencebase.gov/catalog/item/5140ac87e4b089809dbf5577> (accessed April 14, 2016).
- [16] B. Hoen, R. Wisner, P. Cappers, M. Thayer, G. Sethi, Wind Energy Facilities and Residential Properties: The Effect of Proximity and View on Sales Prices, *J. Real Estate Res.* 33 (2011) 279–316. doi:10.5555/rees.33.3.16133472w8338613.
- [17] S. Sims, P. Dent, G.R. Oskrochi, Modelling the impact of wind farms on house prices in the UK, *Int. J. Strateg. Prop. Manag.* 12 (2008) 251–269. doi:10.3846/1648-715X.2008.12.251-269.
- [18] Y. Sunak, R. Madlener, The impact of wind farms on property values: A locally weighted hedonic pricing model, *Pap. Reg. Sci.* (2015). doi:10.1111/pirs.12197.
- [19] R.J. Vyn, R.M. McCullough, The Effects of Wind Turbines on Property Values in Ontario: Does Public Perception Match Empirical Evidence?, *Can. J. Agric. Econ. Can. Agroéconomie.* 62 (2014) 365–392. doi:10.1111/cjag.12030.
- [20] M.B. Lilley, J. Firestone, W. Kempton, The Effect of Wind Power Installations on Coastal Tourism, *Energies.* 3 (2010) 1–22. doi:10.3390/en3010001.

- [21] V. Westerberg, J.B. Jacobsen, R. Lifran, The case for offshore wind farms, artificial reefs and sustainable tourism in the French mediterranean, *Tour. Manag.* 34 (2013) 172–183. doi:10.1016/j.tourman.2012.04.008.
- [22] V. Westerberg, J.B. Jacobsen, R. Lifran, Offshore wind farms in Southern Europe – Determining tourist preference and social acceptance, *Energy Res. Soc. Sci.* 10 (2015) 165–179. doi:10.1016/j.erss.2015.07.005.
- [23] P. Le Goffe, Hedonic Pricing of Agriculture and Forestry Externalities, *Environ. Resour. Econ.* 15 (2000) 397–401. doi:10.1023/A:1008383920586.
- [24] A. Mollard, T. Rambonilaza, D. Vollet, Environmental amenities and territorial anchorage in the recreational-housing rental market: A hedonic approach with French data, *Land Use Policy.* 24 (2007) 484–493. doi:10.1016/j.landusepol.2006.07.003.
- [25] RTE, Schéma décennal de développement du réseau, 2015.
- [26] V. Bertsch, M. Hall, C. Weinhardt, W. Fichtner, Public acceptance and preferences related to renewable energy and grid expansion policy: Empirical insights for Germany, *Energy.* 114 (2016) 465–477. doi:10.1016/j.energy.2016.08.022.
- [27] S. Tenggren, J. Wangel, M. Nilsson, B. Nykvist, Transmission transitions: Barriers, drivers, and institutional governance implications of Nordic transmission grid development, *Energy Res. Soc. Sci.* 19 (2016) 148–157. doi:10.1016/j.erss.2016.06.004.
- [28] A. Delicado, E. Figueiredo, L. Silva, Community perceptions of renewable energies in Portugal: Impacts on environment, landscape and local development, *Energy Res. Soc. Sci.* 13 (2016) 84–93. doi:10.1016/j.erss.2015.12.007.
- [29] F. Bel, A. Lacroix, S. Lyser, T. Rambonilaza, N. Turpin, Domestic demand for tourism in rural areas: Insights from summer stays in three French regions, *Tour. Manag.* 46 (2015) 562–570. doi:10.1016/j.tourman.2014.07.020.
- [30] J.P. Nelson, Valuing Rural Recreation Amenities: Hedonic Prices for Vacation Rental Houses at Deep Creek Lake, Maryland, *Agric. Resour. Econ. Rev.* 39 (2010). <https://ideas.repec.org/a/ags/arerj/95645.html> (accessed April 29, 2016).
- [31] I. Vanslebrouck, G. Van Huylenbroeck, J. Van Meensel, Impact of Agriculture on Rural Tourism: A Hedonic Pricing Approach, *J. Agric. Econ.* 56 (2005) 17–30. doi:10.1111/j.1477-9552.2005.tb00120.x.
- [32] S. Rosen, Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition, *J. Polit. Econ.* 82 (1974) 34–55.
- [33] Le Gallo, Économétrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire, *Econ. Prévision.* no 155 (2002) 139–157.
- [34] C. Baumont, D. Legros, Nature et impacts des effets spatiaux sur les valeurs immobilières, *Rev. Économique.* Vol. 64 (2013) 911–950.
- [35] L. Anselin, S. Rey, Properties of Tests for Spatial Dependence in Linear Regression Models, *Geogr. Anal.* 23 (1991) 112–131. doi:10.1111/j.1538-4632.1991.tb00228.x.
- [36] R.J.G.M. Florax, H. Folmer, S.J. Rey, Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology, *Reg. Sci. Urban Econ.* 33 (2003) 557–579. doi:10.1016/S0166-0462(03)00002-4.
- [37] Gîtes de France, Étude sur le poids socio-économique de Gîtes de France, leader français et européen de l'hébergement chez l'habitant depuis 60 ans, 2015. <http://www.veilleinfotourisme.fr/le-poids-socio-economique-de-gites-de-france-dans-l-economie-francaise-143251.kjsp>.
- [38] P. Graves, J.C. Murdoch, M.A. Thayer, D. Waldman, The Robustness of Hedonic Price Estimation: Urban Air Quality, *Land Econ.* 64 (1988) 220–233. doi:10.2307/3146246.
- [39] S. Bond, J. Hopkins, The Impact of Transmission Lines on Residential Property Values: Results of A Case Study in a Suburb of Wellington, Nz, *Pac. Rim Prop. Res. J.* 6 (2000) 52–60. doi:10.1080/14445921.2000.11104090.

- [40] P. Colwell, Power Lines and Land Value, *J. Real Estate Res.* 5 (1990) 117–127. doi:10.5555/rees.5.1.vq18458167622334.
- [41] S.W. Hamilton, G.M. Schwann, Do High Voltage Electric Transmission Lines Affect Property Value?, *Land Econ.* 71 (1995) 436–444. doi:10.2307/3146709.
- [42] F. Rosiers, Power Lines, Visual Encumbrance and House Values: A Microspatial Approach to Impact Measurement, *J. Real Estate Res.* 23 (2002) 275–302. doi:10.5555/rees.23.3.2t281q7680505375.
- [43] S. Sims, P. Dent, High-voltage Overhead Power Lines and Property Values: A Residential Study in the UK, *Urban Stud.* 42 (2005) 665–694. doi:10.1080/00420980500060541.
- [44] P.C. Boxall, W.H. Chan, M.L. McMillan, The impact of oil and natural gas facilities on rural residential property values: a spatial hedonic analysis, *Resour. Energy Econ.* 27 (2005) 248–269. doi:10.1016/j.reseneeco.2004.11.003.
- [45] M. Maslianskaia-Pautrel, C. Baumont, Spatial Weights Configuration and Impact of Environmental Externalities on Housing Prices, Social Science Research Network, Rochester, NY, 2013. <http://papers.ssrn.com/abstract=2071199> (accessed April 14, 2016).
- [46] P.A.P. Moran, A Test for the Serial Independence of Residuals, *Biometrika.* 37 (1950) 178–181. doi:10.2307/2332162.
- [47] H.H. Kelejian, I.R. Prucha, A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model, *Int. Econ. Rev.* 40 (1999) 509–533. doi:10.1111/1468-2354.00027.
- [48] K.P. Bell, N.E. Bockstael, Applying the Generalized-Moments Estimation Approach to Spatial Problems Involving Micro-Level Data, *Rev. Econ. Stat.* 82 (2000) 72–82. doi:10.1162/003465300558641.
- [49] J. LeSage, R.K. Pace, *Introduction to Spatial Econometrics*, CRC Press, 2009.
- [50] G.D. Garrod, K.G. Willis, Valuing goods’ characteristics: An application of the hedonic price method to environmental attributes, *J. Environ. Manage.* 34 (1992) 59–76. doi:10.1016/S0301-4797(05)80110-0.
- [51] D. Moran, C. Sherrington, An economic assessment of windfarm power generation in Scotland including externalities, *Energy Policy.* 35 (2007) 2811–2825. doi:10.1016/j.enpol.2006.10.006.
- [52] N. Cass, G. Walker, P. Devine-Wright, Good Neighbours, Public Relations and Bribes: The Politics and Perceptions of Community Benefit Provision in Renewable Energy Development in the UK, *J. Environ. Policy Plan.* 12 (2010) 255–275. doi:10.1080/1523908X.2010.509558.
- [53] M. Munday, G. Bristow, R. Cowell, Wind farms in rural areas: How far do community benefits from wind farms represent a local economic development opportunity?, *J. Rural Stud.* 27 (2011) 1–12. doi:10.1016/j.jrurstud.2010.08.003.
- [54] W. Tobiasson, T. Jamasb, The Solution that Might Have Been: Resolving Social Conflict in Deliberations about Future Electricity Grid Development, *Energy Res. Soc. Sci.* 17 (2016) 94–101. doi:10.1016/j.erss.2016.04.018.
- [55] R. Halvorsen, R. Palmquist, The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations, *Am. Econ. Rev.* 70 (1980) 474–475.

Cahiers du GREThA

Working papers of GREThA

GREThA UMR CNRS 5113

Université de Bordeaux

Avenue Léon Duguit
33608 PESSAC - FRANCE
Tel : +33 (0)5.56.84.25.75
Fax : +33 (0)5.56.84.86.47

<http://gretha.u-bordeaux.fr/>

Cahiers du GREThA (derniers numéros – last issues)

- 2016-21 : FAURE Yves-A : *Institutions locales et résistances au test du VIH/sida. Quelques leçons d'une enquête dans la ville de Fortaleza, Brésil*
- 2016-22 : VAN DER POL Johannes : *The modelling of networks using Exponential Random Graph Models: an introduction*
- 2016-23 : VAN DER POL Johannes : *Social Interactions Between Innovating Firms : An Analytical Review Of The Literature*
- 2016-24 : VAN DER POL Johannes : *The French Aerospace Sector Collaboration Network : Structural Dynamics And Firm Performance*
- 2016-25 : RAMESHKOUMAR Jean-Paul, VAN DER POL Johannes : *The co-evolution of knowledge and collaboration networks: The role of technology life-cycle in Structural Composite Materials*
- 2016-26 : CHIBA Fadoua : *Optimal taxation with intermittent generation*
- 2017-01 : DELFAUD Pierre : *Naissance d'une (très) grande région : La Nouvelle – Aquitaine, an 1*
- 2017-02 : BONIN Pierre : *Schneider grand acteur de la guerre industrielle en 1914-1918*
- 2017-03 : GRAVEL Nicolas, MAGDALOU Brice, MOYES Patrick : *Principe d'Equité de Hammond et Mesure des Inégalités Ordinales*
- 2017-04 : CARAYOL Nicolas, LANOE Marianne : *The Impact of Project-Based Funding in Science: Lessons from the ANR Experience*
- 2017-05 : RAIS ASSA Claire, MOUYSSSET Lauriane, AY Jean-Sauveur, JIGUET Frédéric, LORRILIERE Romain, DOYEN Luc : *A bio-economic analysis for land-uses and biodiversity in metropolitan France*
- 2017-06 : BERGE Laurent, CARAYOL Nicolas, ROUX Pascale : *How do inventor networks affect urban invention?*
- 2017-07 : MIGUELEZ Ernest, NOUMEDEM TEMGOUA Claudia : *Immigration externalities, knowledge flows and brain gain*
- 2017-08 : MALHERBE Léo, *Monnaie endogène : une synthèse hétérodoxe*
- 2017-09 : ROUGIER Eric, COMBARNOUS, François, FAURE Yves-André : *The 'local economy' effect of social transfers: A municipality-level analysis of the local growth impact of the Bolsa Familia Programme in the Brazilian Nordeste*

La coordination scientifique des Cahiers du GREThA est assurée par Emmanuel PETIT. La mise en page et la diffusion sont assurées par Julie VISSAGUET